Description de la saison des naissances du Phoque commun, *Phoca vitulina*, de Bic et de Métis, dans l'estuaire du Saint-Laurent.

Yves Dubé, Mike O. Hammill et Jean Huot

Ministère des Pêches et des Océans
Direction régionale des Sciences
Institut Maurice-Lamontagne
C.P. 1000, Mont-Joli (Québec)
G5H 3Z4

2000

Rapport manuscrit canadien des sciences halieutiques et aquatiques 2540

Pêches et Océans
Fisheries and Oceans

Canada

Rapport manuscrit canadien des sciences halieutiques et aquatiques

Les rapports manuscrits contiennent des renseignements scientifiques et techniques qui constituent une contribution aux connaissances actuelles, mais qui traitent de problèmes nationaux ou régionaux. La distribution en est limitée aux organismes et aux personnes de régions particulières du Canada. Il n'y a aucune restriction quant au sujet; de fait, la série reflète la vaste gamme des intérêts et des politiques du ministère des Pêches et des Océans, c'est-à-dire les sciences halieutiques et aquatiques.

Les rapports manuscrits peuvent être cités comme des publications intégrales. Le titre exact paraît au-dessus du résumé de chaque rapport. Les rapports manuscrits sont indexés dans la base de données *Aquatic Sciences and Fisheries Abstracts*.

Les numéros 1 à 900 de cette série ont été publiés à titre de manuscrits (série biologique) de l'Office de biologie du Canada, et après le changement de la désignation de cet organisme par décret du Parlement, en 1937, ont été classés comme manuscrits (série biologique) de l'Office des recherches sur les pêcheries du Canada. Les numéros 901 à 1425 ont été publiés à titre de rapports manuscrits de l'Office des recherches sur les pêcheries du Canada. Les numéros 1426 à 1550 sont parus à titre de rapports manuscrits du Service des pêches et de la mer, ministère des Pêches et de l'Environnement. Le nom actuel de la série a été établi lors de la parution du numéro 1551.

Les rapports manuscrits sont produits à l'échelon régional, mais numérotés à l'échelon national. Les demandes de rapports seront satisfaites par l'établissement d'origine dont le nom figure sur la couverture et la page du titre. Les rapports épuisés seront fournis contre rétribution par des agents commerciaux.

Canadian Manuscript Report of Fisheries and Aquatic Sciences

Manuscript reports contain scientific and technical information that contribute to existing knowledge but that deal with national or regional problems. Distribution is restricted to institutions or individuals located in particular regions of Canada. However, no restriction is placed on subject matter, and the series reflects the broad interests and policies of the Department of Fisheries and Oceans, namely, fisheries and aquatic sciences.

Manuscript reports may be cited as full publications. The correct citation appears above the abstract of each report. Each report is indexed in the data base *Aquatic Sciences and Fisheries Abstracts*.

Numbers 1-900 in this series were issued as Manuscript Reports (Biological Series) of the Biological Board of Canada, and subsequent to 1937 when the name of the Board was changed by Act of Parliament, as Manuscript Reports (Biological Series) of the Fisheries Research Board of Canada. Numbers 901-1425 were issued as Manuscript Reports of the Fisheries Research Board of Canada. Numbers 1426-1550 were issued as Department of Fisheries and Environment, Fisheries and Marine Service Manuscript Reports. The current series name was changed with report number 1551.

Manuscript reports are produced regionally but are numbered nationally. Requests for individual reports will be filled by the issuing establishment listed on the front cover and title page. Out-of-stock reports will be supplied for a fee by commercial agents.

Rapport manuscrit canadien des sciences
halieutiques et aquatiques 2540

2000

Description de la saison des naissances du Phoque commun, *Phoca vitulina*, de Bic et de Métis, dans l'estuaire du Saint-Laurent.

Yves Dubé, Mike O. Hammill et Jean Huot[1]

Ministère des Pêches et des Océans
Direction régionale des Sciences
Institut Maurice-Lamontagne
C.P. 1000, Mont-Joli (Québec)
G5H 3Z4

[1] Département de Biologie, Université Laval, Ste-Foy (Québec), Canada, G1K 7P4

© Ministre des Travaux publics et Services gouvernementaux Canada 2000
No. de cat. Fs 97-4 / 2540F ISSN 0706-6589

On devra référer comme suit à cette publication:

Dubé, Y., M. O., Hammill et J. Huot. 2000. Description de la saison des naissances du Phoque commun, *Phoca vitulina*, de Bic et de Métis, dans l'estuaire du Saint-Laurent. Rapp. manus. can. sci. halieut. aquat. 2540 : vi + 22 p.

TABLE DES MATIÈRES

Liste des tableaux iv
Liste des figures iv
Résumé v
Abstract vi
Introduction 1
Matériel et méthodes 3
Résultats 7
Discussion 13
Remerciements 18
Références 19

LISTE DES TABLEAUX

Tableau 1. Moyennes des taux de croissance en kg par jour en fonction du lieu et du sexe et résultat de l'analyse de variance à deux facteurs. 9

Tableau 2. Moyennes des taux de croissance en cm par jour en fonction du lieu et du sexe et résultat de l'analyse de variance à deux facteurs. 9

Tableau 3. Résultats du test des rangs signés de Wilcoxon sur les médianes des trois distributions obtenues aux Figures 3, 4 et 5 (médiane théorique = 24 mai). 12

Tableau 4. Résultats du test du signe sur les distributions obtenues aux Figures 3, 4 et 5. 12

LISTE DES FIGURES

Figure 1. Localisation des deux zones d'étude. 5

Figure 2. Évolution de la croissance corporelle de chaque chiot durant la saison des naissances. A) La masse en kg (n= 32) et B) la longueur en cm (n = 30). 8

Figure 3. Étendues de la période des naissances calculées à partir du taux de croissance observé en kg / jour (n=59 chiots). 10

Figure 4. Étendues de la période des naissances calculées à partir du taux de croissance théorique en kg / jour (n=59 chiots). 10

Figure 5. Étendues de la période des naissances calculées à partir du taux de croissance observé en cm / jour (n=59 chiots). 11

101-00471/

RÉSUMÉ

Dubé, Y., M. O., Hammill et J. Huot. 2000. Description de la saison des naissances du Phoque commun, *Phoca vitulina*, de Bic et de Métis, dans l'estuaire du Saint-Laurent. Rapp. manus. can. sci. halieut. aquat. 2540 : vi + 22 p.

Durant les mois de mai et juillet 1998, des chiots du Phoque commun de l'estuaire du St-Laurent ont été capturés pour nous permettre de décrire la saison des naissances. Les chiots ont été capturés à l'aide d'une grosse épuisette, pesés, étiquetés et relâchés. Trois méthodes de calcul ont été utilisées pour calculer la date de naissance des chiots : en soustrayant la masse moyenne à la naissance tirée de la littérature de la masse lors de la capture et en divisant le tout, premièrement par le taux de croissance en kg / jour également tiré de la littérature et deuxièmement, nous divisions par un taux de croissance en kg / jour calculé sur les chiots non sevrés (moyenne=0,516 kg/j, écart-type=0,157, n= 32) et troisièmement, en soustrayant la longueur moyenne à la naissance tirée de la littérature de la longueur lors de la capture et en divisant le tout par un taux de croissance en cm / jour calculé (moyenne=0,517 cm/j, écart-type=0,322, n=30). La première naissance fut estimée le 18 mai, le 15 mai et le 9 mai respectivement par ces 3 méthodes. La date médiane des naissances fut le 27 mai pour les deux premières méthodes et le 26 mai pour la dernière. La dernière naissance fut estimée être entre le 10 et le 17 juin dépendamment de la méthode de calcul utilisée. Le nombre de chiots capturés fut de 38 à Bic et 21 à Métis. L'application du modèle de Peterson nous permet d'évaluer le nombre de chiots dans ces colonies à 41 ± 7 et 22 ± 3 respectivement, ce qui laisse croire que le pourcentage de chiots non-marqués a été très faible.

ABSTRACT

Dubé, Y., M. O., Hammill et J. Huot. 2000. Description de la saison des naissances du Phoque commun, *Phoca vitulina*, de Bic et de Métis, dans l'estuaire du Saint-Laurent. Rapp. manus. can. sci. halieut. aquat. 2540 : vi + 22 p.

Surveys to describe the season of births and estimate the mean date of whelping of harbour seal pups were completed during 15 May-13 July 1998 at 2 haulout sites near Rimouski in the St Lawrence River estuary. Pups were captured with large dip net, weighed, tagged and released. Pup age and date of birth were determined using 3 methods ; by subtracting published estimates of mass at birth from mass at capture and dividing by a published estimate of daily mass gain; by dividing by a measured estimate of daily mass gain estimated from recaptures of lactating pups (Mean=0.516 kg/d, SD= 0.157 n=32); and by subtracting published estimate of length at birth from the length at capture and dividing by a measured estimate of daily growth rate (Mean=0.517 cm/d, SD= 0.322 n=30). The estimated date of first birth was 18, 15 and 9 May respectively using these 3 methods. Median date of pupping was May 27 for the first and second methods and May 26 for the last. The last births occurred between 10 and 17 June depending on which method was used. A total of 38 pups were captured at Bic and 21 at Metis. Applying a Perterson model provided estimates of 41 ± 7 and 22 ± 3 respectively at the 2 sites indicating that very few pups were missed by our surveys.

INTRODUCTION

L'estuaire du Saint-Laurent est la principale voie maritime utilisée pour le commerce reliant le centre de l'Amérique du Nord et l'océan Atlantique. Cette région très productive (Therriault 1990) est fréquentée par un peu plus d'une douzaine d'espèces de mammifères marins. Cependant, seulement deux espèces y sont présentes durant toute l'année, soit le Béluga, *Delphinapterus leucas*, et le Phoque commun, *Phoca vitulina*. La forte intensité de chasse durant la première moitié du 19^{ième} siècle a amené une diminution importante du nombre de Bélugas, passant de quelques milliers à environ 500 individus en 1970 (Reeves et Mitchell 1984). Depuis 1979, la chasse est interdite, mais on n'a cependant pas encore atteint le niveau d'abondance du début du siècle. Les facteurs qui nuisent au rétablissement de la population ne sont pas bien connus, mais il est fort probable que cela soit dû à une diminution de la productivité et une augmentation de la mortalité à cause d'un mauvais fonctionnement du système immunitaire. De plus, ce mauvais fonctionnement du système immunitaire serait dû à une réduction de la diversité génétique ou à une augmentation de la concentration des contaminants. De plus, le haut niveaux de contaminants que cet animal présente, pourrait également être en cause. En raison du faible taux de productivité de cet animal, le temps requis pour que la population double est d'environ 20 ans, et les grands écarts-types que produisent les recensements standardisés utilisés depuis 1988, ne nous permettront pas de mesurer une différence significative de l'effectif de la population avant longtemps (Kingsley 1998).

L'histoire récente du Phoque commun de l'estuaire du St-Laurent démontre de remarquables similarités avec celle du Béluga. Les récompenses pour les animaux tués, offertes de 1927 à 1976, se sont traduites par une forte diminution du nombre de Phoques communs. De plus, des échantillons pris sur des animaux vivants nous ont permis de savoir, après avoir pris en considération les différences d'âge entre les échantillons, que le niveau de contamination est similaire à celui retrouvé chez le Béluga (Bernt *et al.* 1999). De plus, la relation entre le niveau de contaminants et l'état de santé est beaucoup plus connue chez le Phoque commun que chez le Béluga. Nous savons que les BPC et autres contaminants réduisent les réponses immunitaires de l'organisme et le niveau de vitamine A (Brouwer *et al.* 1989). Ils diminuent également le taux de reproduction (Reijnders 1986). Nous savons également que les chiots sont affectés par le niveau de contamination de leur mère, car le lait des femelles est produit en grande partie grâce aux réserves de graisses de celles-ci, où les contaminants sont accumulés (Westgate *et al.* 1997). Durant les deux dernières décennies, les efforts de recherche ont été concentrés sur le Phoque du Groenland, *Phoca groenlandica*, le Phoque gris, *Halichoerus grypus*, et, bien qu'un peu moins, sur le Phoque à capuchon, *Cystophora cristata*, en oubliant presque totalement le Phoque commun (Hammill *et al.* 1998; Stenson *et al.* 1993; Stobo *et* Zwanenberg 1990). Plusieurs raisons expliquent le manque d'études sur le Phoque commun. Premièrement, le Phoque commun se retrouve en moins grand nombre que la plupart des autres espèces. Deuxièmement, les espèces plus abondantes ont probablement un impact plus important sur les populations de poissons commerciaux. Troisièmement, aucune chasse n'est

pratiquée sur le Phoque commun, contrairement à la plupart des autres espèces. Ainsi, il ne semble pas nécessaire de maintenir un suivi sur la population de Phoque commun, comme c'est le cas pour les populations exploitées, pour établir des plans de conservation efficaces et pour mieux comprendre les interactions avec l'ensemble des organismes marins.

Chez les phocidés, la période des naissances varie selon l'espèce et même selon la sous-espèce. Elle peut se dérouler durant l'hiver comme pour le Phoque gris, au début du printemps comme pour le Phoque du Groenland, le Phoque annelé (*Phoca hispida*) et le Phoque à capuchon, ou au début de l'été comme pour le Phoque commun (Banfield 1977). Normalement, les jeunes chiots de la plupart des espèces autres que le Phoque commun font leur entrée dans l'eau seulement après le sevrage. Le chiot du Phoque commun est particulièrement précoce, car il peut nager à la naissance, ou peu après, et tout au long de l'allaitement. On peut tenter d'expliquer ce comportement par le fait que la plupart des sites d'échoueries du Phoque commun sont submergés à marée haute et que les prédateurs ont accès aux sites de mise bas. Puisque la nage demande nécessairement plus d'énergie, les chiots du Phoque commun ont accumulé moins de gras, environ 33 % de leur masse totale, lors du sevrage tandis que les chiots des autres espèces comme le Phoque du Groenland, le Phoque annelé, le Phoque gris, le Phoque à capuchon et quelques autres en ont accumulé au-delà de 40 % (Muelbert et Bowen 1993). Ainsi, les jeunes du Phoque commun doivent apprendre à se nourrir seul plus rapidement. Cela est compensé par le fait qu'ils sont déjà très agiles dans l'eau et qu'ils sont plus gros à la naissance par rapport à la taille de la femelle que chez la plupart des autres phoques excepté le Phoque à capuchon et le Phoque barbu (Bowen *et al.* 1985; M. O. Hammill observations personnelles). De plus, la longue période de lactation durant laquelle le chiot nage avec sa mère permet à celui-ci d'apprendre les rudiments de la quête de nourriture.

Boulva (1975), qui a travaillé sur la période précise des naissances du Phoque commun, a déterminé que, pour une même colonie, la date des naissances est très constante d'une année à l'autre et elle s'étend entre 1 et 2 $^{1}/_{2}$ mois pour la plupart des colonies. Il existe cependant un certain décalage de la période des naissances entre les sous-espèces (Bigg 1969). On a également observé ce type de décalage à l'intérieur d'une même sous-espèce. En effet, plus on monte en latitude, plus les naissances sont retardées. Les variations des conditions environnementales jouent probablement un rôle important dans la détermination de la période des naissances (Boyce 1979; Bronson 1985; Pevet 1987). Pour le Phoque gris, Davies (1957) suggère également que cela soit dû à différents facteurs qui auraient chacun un effet sur la période des naissances. Bigg et Fisher (1975), Temte et Temte (1993) et Temte (1994) ont déterminé que la photopériode était l'un des facteurs qui influençait la période des naissances, tout comme pour beaucoup de mammifères terrestres (Sadleir 1969). Temte *et al.* (1991) ont d'ailleurs déterminé que le gradient latitudinal était de 1,72 jour / degré de latitude pour la sous-espèce *P.v. concolor*, en excluant les colonies du Groenland. Il est fort probable que ce facteur agisse sur la date d'implantation de l'embryon dans la paroi utérine (Bigg et Fisher 1975; Temte 1986; Temte 1994). En effet, après la fécondation, l'embryon n'est pas implanté immédiatement

dans l'utérus, mais tombe en diapause durant une certaine période, ce qu'on appelle l'implantation différée.

Pour la sous-espèce qui nous intéresse, *P. v. concolor*, la période de mise bas commence au début mai et s'étend jusqu'au début juin, sauf pour les groupes occupant l'estuaire du Saint-Laurent, où la mise bas débute vers la fin mai (Boulva et McLaren 1979). Bowen *et al.* (1994) ont déterminé que la date moyenne des naissances pour la population de l'Île de Sable se situait entre le 21 mai et le 26 mai. De plus, le sevrage se produit environ 24 jours après la naissance pour les Phoques communs qui mettent bas à l'Île de Sable (Muelbert et Bowen 1993).

La présente étude a comme but premier de calculer la date médiane des naissances, soit la date où 50 % des naissances ont eu lieu, pour les Phoques communs de la région de Bic (Latitude 48.33° N) et de Métis (Latitude 48.58° N). Notre hypothèse est que la période des naissances est retardée par rapport à celle calculée par Boulva (1975) pour la région de l'Île de Sable (Latitude 43.92° N). Si l'on se fie au gradient latitudinal de Temte *et al.* (1991) (1.72 jours / degré), la date médiane des naissances devrait être située autour du 1 juin. La période des naissances devrait alors s'étendre de la mi-mai à la mi-juin.

Dans un deuxième temps, nous voulions évaluer le nombre total de chiots aux deux sites de l'étude à l'aide du nombre de capture par unité d'effort, à partir d'un modèle qui a tout d'abord été développé par Zippin (1956 ; 1958) puis repris par Seber (1982).

MATÉRIEL ET MÉTHODES

Bic et Métis sont deux régions situées le long de la rive sud de l'estuaire maritime, près de la ville de Rimouski, où l'on peut retrouver de grandes concentrations de Phoques communs (Figure 1). Nous avons divisé ces deux régions en plusieurs zones. Chacune de ces zones était visitée durant une même sortie en mer et chaque région était visitée en alternance. Pour la majorité des sorties, nous avons utilisé un zodiac à coque molle de 15 pieds et les observateurs étaient les mêmes. Cependant, nous sommes sortis à quelques reprises avec un deuxième bateau en fibre de verre de 19 pieds; une deuxième équipe était alors formée pour l'occasion. Durant nos sorties en mer, qui ont débuté le 15 mai 1998 et qui ont pris fin le 10 juillet 1998, les chiots étaient repérés à l'aide d'observations attentives des sites d'échoueries avec des lunettes d'approche. Comme nous savons que le placenta expulsé lors de la mise bas n'est pas mangé par la femelle et qu'il est probablement mangé par les goélands et les corneilles, tout comme chez le Phoque gris (Burton *et al.* 1975; Baker 1993), nous avons porté une attention particulière à l'activité de ces deux espèces d'oiseaux.

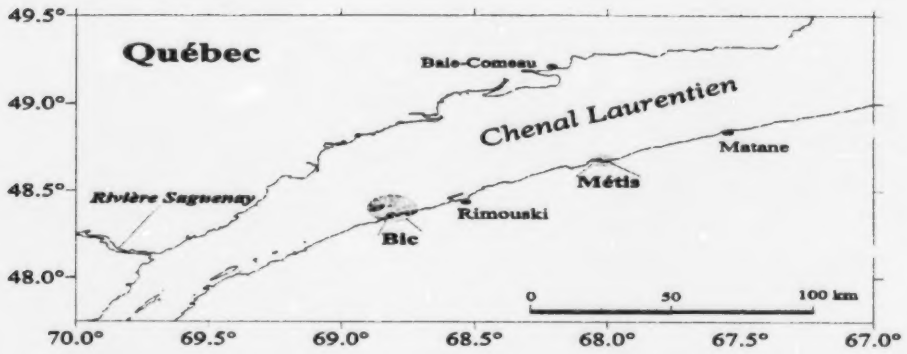


Figure 1. Localisation des deux zones d'étude.

Lors des captures faites à l'aide d'une grosse épuisette, les chiots étaient pesés et mesurés et l'on enregistrait la présence ou l'absence de pelage fétal et le pourcentage de recouvrement de celui-ci. Par la suite, nous placions une étiquette numérotée dans la palme de la patte arrière (Agricultural goods, Dalton supplies Ltd, Angleterre) et nous utilisions une deuxième technique de marquage pour identifier les individus à distance. À Bic, les chiots étaient identifiés par deux symboles faits de colle Epoxy de différentes couleurs. Chaque symbole représentait un chiffre de 0 à 9 (soit; 0 = cercle orange, 1 = ligne verticale orange, 2 = carré orange, 3 = triangle orange, 4 = cercle jaune, 5 = carré jaune, 6 = triangle jaune, 7 = cercle vert, 8 = carré vert, et 9 = triangle vert). À Métis, une étiquette utilisée normalement dans les oreilles des bovins, était collée à l'envers sur la tête des chiots (Eartags, Allflex, Etats-Unis). Ces deux dernières techniques ont été utilisées dans le but de voir laquelle d'entre elles permettrait la meilleure identification à distance des chiots et ainsi, augmenter la précision en minimisant l'effort. Avant de relâcher le chiot, une photo était prise au cas où certains détails importants auraient été oubliés. Tout cela était effectué le plus rapidement possible, car le dérangement causé par les captures peut entraîner l'abandon du chiot par la mère (Boulva et McLaren 1979; Renouf 1984; Renouf et Perry 1988).

Il existe plusieurs façons d'évaluer l'âge d'un chiot lors d'une capture: l'état du cordon ombilical, la longueur étalon (du bout du museau au bout de la queue en ligne droite) et la masse (Bishop 1968; Boulva et McLaren 1979). Ainsi, si l'on connaît la masse ou la longueur moyenne à la naissance et le taux de croissance journalier, on peut, grâce à un rétrocalcul, déterminer la date précise de la naissance. Dans le cadre de notre étude, trois méthodes de calcul ont été utilisées pour déterminer la date de naissance. Premièrement,. nous avons utilisé un taux de croissance en kg / jour que nous avons calculé grâce à des recaptures. Deuxièmement, nous avons utilisé un taux de croissance en kg / jour tiré de la littérature de 0,606 kg / jour (Boulva et McLaren 1979). Et enfin, nous avons utilisé un taux de croissance en cm / jour calculé également à l'aide de recaptures. La masse et la

longueur moyenne à la naissance ont été tirées de la littérature, dû à la grande difficulté de capturer des nouveau-nés. La masse moyenne à la naissance utilisée fut de 10,5 kg (Muelbert et Bowen 1993; Boulva et McLaren 1979) et la longueur moyenne de 76 cm (Boulva et McLaren 1979). Un grand nombre de chiots doivent nécessairement être recapturés afin d'obtenir des bons taux de croissance journaliers. L'intervalle entre les captures était le plus espacé possible.

Les données sur les mâles et les femelles des deux régions ont été traitées indépendamment pour voir s'il existait des différences entre les deux sexes et entre les régions de l'étude. Pour ce faire, une analyse de variance à deux facteurs (lieu et sexe) a été effectuée sur les taux de croissance en kg / jour et en cm / jour. Ensuite, le test des rangs signés de Wilcoxon a été utilisé pour comparer les médianes des trois distributions des naissances, obtenues à l'aide des trois méthodes de calcul, à une médiane théorique. Nous avons utilisé la médiane au lieu de la moyenne dû au fait que la moyenne est influencée par les retardataires, lorsque la distribution des naissances ne suit pas une distribution normale. Nous pensons cependant que la distribution des naissances doit s'apparenter à une distribution normale et qu'il ne devrait pas y avoir une grande différence entre les deux valeurs. La médiane théorique utilisée était la moyenne des différentes médianes calculées par Boulva (1975), soit le 24 mai. Nous avons également effectué le test du signe pour comparer les distributions deux à deux. Tous les tests ont été effectués avec le logiciel SAS Institue 6.12.

La production de jeunes a été estimée à l'aide d'un modèle de capture par unité d'effort (Zippin 1956) et du modèle de marquage-recapture de Peterson modifié par Chapman (1951). La technique par enlèvement consiste à enlever de façon permanente un animal de sa population grâce à une technique de marquage ou autre. Lorsque l'effort de capture est constant, nous pouvons estimer la population (N) par;

$$N = Y/(1-q^k) \qquad (1)$$

où Y est défini par le nombre total d'animaux capturés, q est la probabilité qu'un animal ne soit pas capturé durant une unité d'effort et k est le nombre d'unités d'effort. Pour déterminer q, nous devons résoudre l'équation suivante :

$$(p/q)-[(k*q^k)/(1-q^k)] = [\sum_{i=1}^{k} (i-1)*y_i]/Y \qquad (2)$$

où p=(1-q) et est défini par la probabilité qu'un animal soit capturé durant une unité d'effort et y_i est le nombre d'animaux capturés durant la $i^{ième}$ unité d'effort. Pour réussir, il faut qu'il y ait une diminution de y_i lorsque k augmente (Otis *et al.* 1978). Si cette condition n'est pas remplie, alors l'équation numéro 2 ne peut pas converger. Ainsi la technique ne pourra pas s'appliquer si;

$$\sum_{i=1}^{k} [k+1-(2*i)]*y_i<0 \text{ (Seber 1982).} \qquad (3)$$

La variance de N est obtenue par la formule suivante :

$$V(N) = N*(1-q^k)/\{N*(-F')*(1-q^k)-[(k*p)^2/q]\} \quad (4)$$

et

$$F' = \{[(1-q^k)*q^{-k}]-[(1-q^{2k})/(2*N*q^{2k})]+[(1-q^{3k})/(6*N^2*q^{3k})]\}/-N \quad (5)$$

où l'intervalle de confiance à 95 % est défini par $\pm$ 1.96 $(v(N))^{0.5}$.

Pour obtenir une estimation précise avec le modèle par enlèvement, il faut que certaines conditions soit respectées. Premièrement, la population de chiots doit être fermée. Deuxièmement, la probabilité qu'un chiot soit capturé doit être égale pour tous les chiots et doit demeurer constante pour chaque occasion de capture. De plus, il faut que la capture d'un chiot soit indépendante de celle des autres.

Il est très difficile de respecter la condition qui demande une probabilité de capture égale entre tous les chiots. Pour résoudre ce problème, Zippin (1956) propose le test suivant pour nous permettre de vérifier si cette condition est respectée;

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{k} [y_i - (Y*p*q^{i-1})/(1-q^k)]^2/[(Y*p*q^{i-1})/(1-q^k)] \quad (6)$$

Cependant, le test de χ^2 n'est pas très sensible à détecter le non-respect de la condition (Hammill et Smith 1990). De plus, au début de la période d'échantillonnage, il y a encore des chiots qui ne sont pas nés. Ainsi, une deuxième condition d'application est violée. Nous avons donc utilisé une deuxième méthode, celle de Peterson (Caughley 1977), et nous avons évalué la différence entre les résultats de ces deux méthodes. Pour nous permettre l'application de la méthode de Perterson, nous devons respecter quatre conditions. Premièrement, la probabilité qu'un chiot soit capturé doit être semblable pour tous les chiots. Deuxièmement, il ne doit pas y avoir de naissance ou d'immigration entre la période de capture et celle de recapture. Troisièmement, les animaux marqués et non-marqués doivent avoir le même taux de survie. Et finalement, aucune des marques ne doit être perdue. Ainsi, la population (N) peut être estimée grâce à la formule suivante :

$$N = \frac{(M+1)(n+1)}{m+1} - 1 \quad (7)$$

et l'écart-type est obtenu par celle-ci :

$$S.E. = \sqrt{\left\{\frac{(M+1)(n+1)(M-m)(n-m)}{(m+1)^2(m+2)}\right\}} \quad (8)$$

où M est le nombre de chiots marqués durant la première moitié de la saison de capture, n représente le nombre de chiots capturés durant la deuxième moitié de la saison de capture

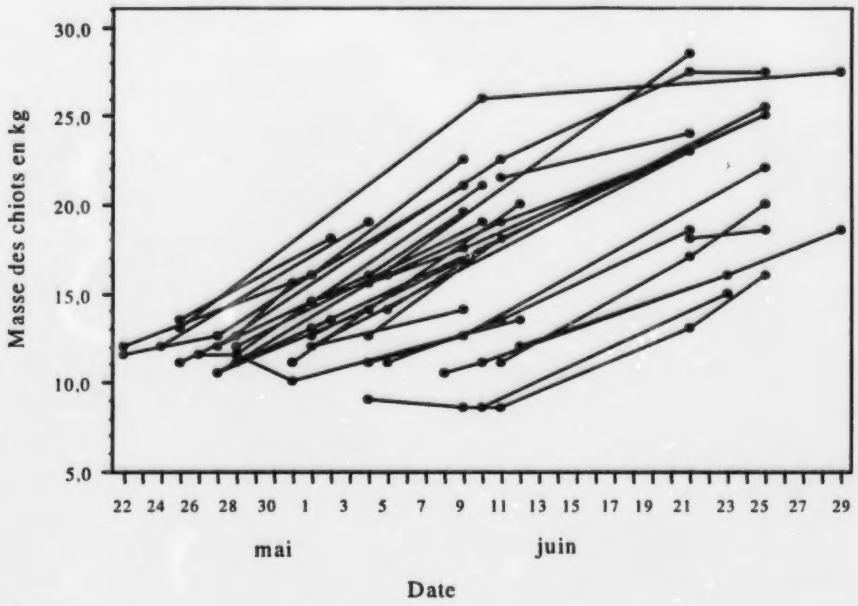
capture et m est le nombre de chiots marqués dans l'échantillon de n animaux. Dans ce modèle, nous avons placé la mi-saison le plus tard possible pour s'assurer qu'il y ait un minimum d'ajouts (naissances) entre les deux périodes d'échantillonnage. Ainsi, nous avons fixé la date du 12 juin 1998 comme étant la première journée de la deuxième moitié de la saison de captures, ce qui correspond à la dernière naissance que nous avons estimée.

RÉSULTATS

La première capture a eu lieu le 22 mai 98 et la dernière le 25 juin 98. Nous avons observé qu'au plus 88 % des chiots avaient perdu leur pelage fétal avant la naissance. Le nombre de mâles par rapport au nombre de femelles fut de 1,15 (27F :31M), ce qui n'est pas significativement différent du ratio 1:1 ($\chi^2 = 0.276$; *d.f.* = 1; $P > 0.05$). Le sexe d'un des chiots n'a pu être déterminé. Vingt et un individus sur un total de 38 pour la région de Bic (55 %), et 11 sur un total de 21 (52 %) pour celle de Métis ont été recapturés. Il est important de noter qu'une femelle est manquante dans le calcul du taux de croissance en cm / jour pour la région de Métis, car la longueur de cette femelle n'a pas été enregistrée lors de la première capture. L'intervalle moyen entre les recaptures fut de 9 jours avec un écart-type de 5 jours (Figures 2 A, B).

Les recaptures nous ont permis de suivre l'évolution de la croissance des chiots durant la saison des naissances (Figures 2 A, B). L'évolution de la masse corporelle ne semble pas linéaire, mais plutôt sigmoïde, mais il est difficile d'en être persuadé à cause du faible nombre de données que nous avons. Pour l'évolution de la longueur corporelle, il est difficile d'évaluer la tendance, mais on peut remarquer que la croissance en longueur semble ralentir vers la fin de la période d'allaitement et donc qu'elle s'apparente, elle aussi, à une courbe sigmoïde. La déformation observée est probablement due à l'imprécision de la mesure. Ce graphique montre une diminution de la longueur corporelle suggérant que certains chiots aient pu souffrir de la capture, mais, encore une fois, cette diminution peut être due à l'imprécision de la mesure.

A)



B)

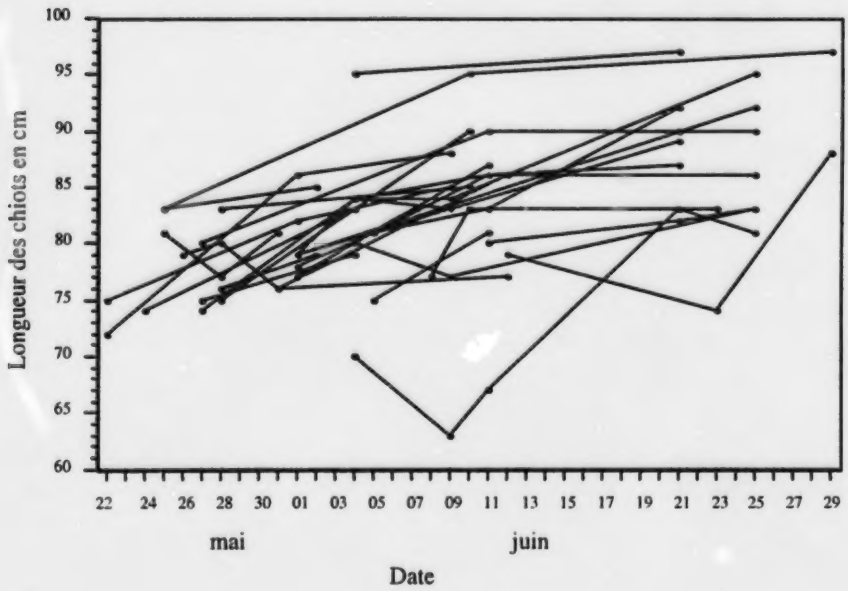


Figure 2. Évolution de la croissance corporelle de chaque chiot durant la saison des naissances. A) La masse en kg (n= 32) et B) la longueur en cm (n= 30).

Les résultats de l'analyse de variance à deux facteurs révèlent qu'il n'y a pas de différence significative ($P > 0,05$) entre les lieux et les sexes pour les deux types de taux de croissance (Tableaux 1 et 2). Cela nous a alors permis de regrouper nos données et d'obtenir un seul taux de croissance moyen en kg / jour ($\bar{x} = 0,516$, écart-type = 0,157) et cm / jour ($\bar{x} = 0,517$, écart-type = 0,322). Nous avons remarqué qu'il semble y avoir une légère relation entre le taux de croissance et la masse lors de la première capture, mais le faible nombre de données ne permet pas de bien la démontrer.

La formule suivante a été utilisée pour obtenir par rétrocalcul la date de la naissance de chacun des chiot à partir des données de masse: la masse en kg lors de la capture = 10,5 kg + 0,516 kg / jour X (nombre de jours depuis la naissance). Les données récoltées semblent être en accord avec la masse moyenne à la naissance utilisée dans cette formule. La formule suivante a été utilisée pour obtenir par rétrocalcul la date de la naissance de chacun des chiot à partir des données de longueur: la longueur lors de la capture = 76,0 cm + 0,517 cm / jour X (nombre de jours depuis la naissance). La longueur moyenne à la naissance utilisée semble être un peu plus élevée que ce que nous avons pu observer sur le terrain.

Tableau 1. Taux de croissance moyens du Phoque commun en kg par jour en fonction du lieu et du sexe.

	Bic		Métis		
	Mâles (n=10)	Femelles (n=10)	Mâles (n=5)	Femelles (n=6)	P
Moyenne	0,5173	0,5209	0,5687	0,4616	0,3720
Écart-type	0,1324	0,1547	0,1806	0,2029	

Tableau 2. Taux de croissance moyens du Phoque commun cm par jour en fonction du lieu et du sexe.

	Bic		Métis		
	Mâles (n=10)	Femelles (n=10)	Mâles (n=5)	Femelles (n=5)	P
Moyenne	0,5338	0,5958	0,3767	0,4639	0,9220
Écart-type	0,2958	0,2890	0,3031	0,4830	

Comme nous l'avons mentionné auparavant, les rétrocalculs ont été effectués à l'aide d'un taux de croissance en masse observé (0,516 kg / jour) et théorique (0,606 kg / jour tiré de Boulva et McLaren 1979) et d'un taux de croissance en longueur observé (0,517 cm / jour). À partir de ces trois méthodes, la première naissance serait survenue le 15 mai, le 18 mai et le 9 mai respectivement. La dernière naissance calculée fut le 10 juin, 11 juin et 17 juin respectivement. Ainsi, la saison des naissances s'est déroulée sur une période de

27 jours dans le premier cas, 25 jours dans le deuxième et, finalement, de 40 jours dans le dernier cas.

Pour les deux taux de croissance en kg / jour, soit celui observé et celui tiré de la littérature, nous obtenons le 27 mai comme étant la date médiane des naissances avec un intervalle de confiance à 95 % allant du 26 au 29 mai (Figures 3 et 4). Pour le taux de croissance en cm / jour la date médiane des naissances obtenues fut le 26 mai avec un intervalle de confiance à 95 % allant du 23 au 28 mai (Figure 5). La date médiane de la saison des naissances fut respectivement pour les trois méthodes le 28 mai, 30 mai et 28 mai, respectivement.

La période médiane des naissances ne semble pas être différente d'une méthode de calcul à l'autre, mais on peut remarquer des changements à l'égard des premières et dernières naissances, donc au niveau de l'étendue des distributions. On remarque également que la période des naissances suit une évolution plus ou moins sigmoïde, soit lente au départ, accélérée au centre et ralentie vers la fin. Un fait intéressant à remarquer est que la fin de la période des naissances semble être prolongée par quelques retardataires. Ainsi, les distributions obtenues suivent plus ou moins l'évolution d'une distribution normale. Le biais par rapport à la distribution normale (skewness) est évalué à 0,44 pour le taux de croissance observé en kg / jour, à 0,64 pour celui théorique en kg / jour et à 0,25 pour celui en cm / jour.

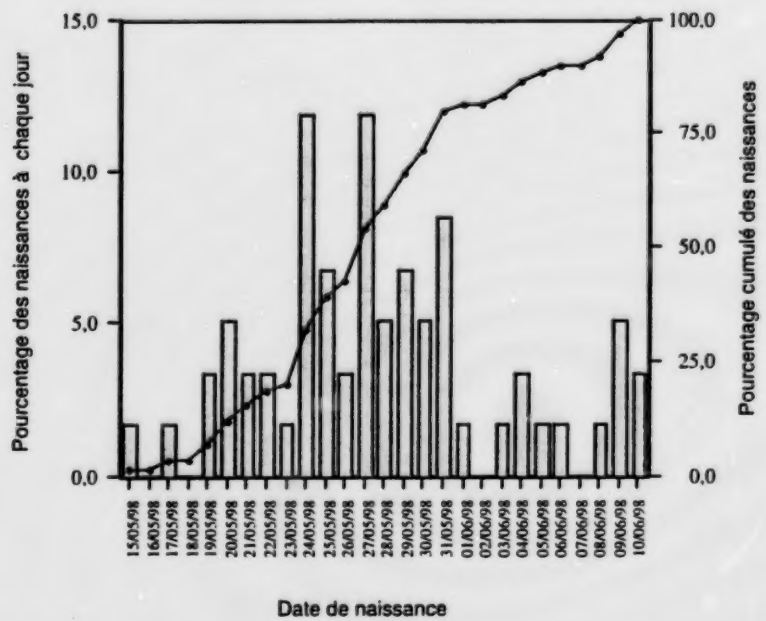


Figure 3. Étendue de la période des naissances calculée à partir du taux de croissance observé en kg / jour (n=59 chiots).

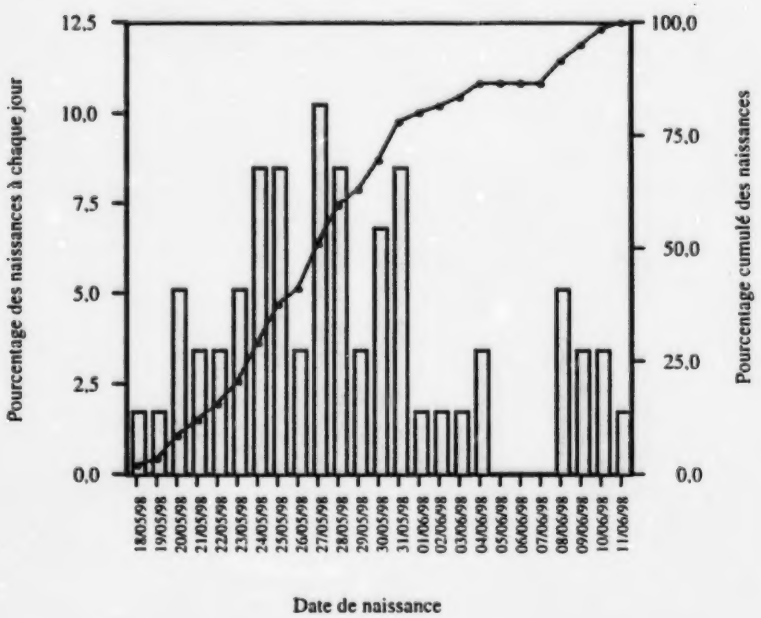


Figure 4. Étendue de la période des naissances calculée à partir du taux de croissance théorique en kg / jour (n=59 chiots).

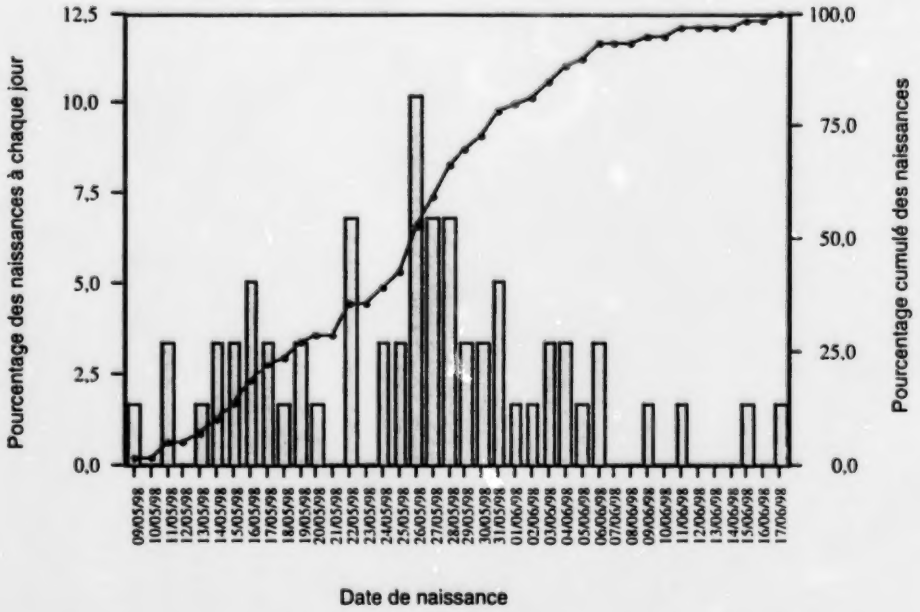


Figure 5. Étendue de la période des naissances calculée à partir du taux de croissance observé en cm / jour (n=59 chiots).

Nous avons comparé les médianes des trois distributions obtenues à une médiane théorique tirée des travaux de Boulva (1975) sur les Phoques communs de l'Île de Sable à l'aide du test des rangs signés de Wilcoxon (Tableau 3). Les différences sont significatives pour les distributions correspondant aux méthodes de calcul 1 et 2 ($P < 0,01$), mais non significative que pour la distribution correspondant à la méthode calcul 3 ($P < 0.05$). Ainsi, dû au fait que la méthode 3 est beaucoup moins précise, on peut affirmer que la période des naissances des Phoques communs de l'estuaire est véritablement décalée par rapport à celles de l'Île de Sable. Ainsi, la période moyenne des naissances est retardée de 3 jours, ce qui semble moins important que ce qu'on avait prédit au départ.

Tableau 3. Résultats du test des rangs signés de Wilcoxon sur les médianes des trois distributions obtenues aux figures 3, 4 et 5 (médiane théorique = 24 mai).

Méthode de calcul	Taux de croissance	P
1	kg / j observé	0,0001
2	kg / j théorique	0,0001
3	cm / j observé	0,1734

En terminant, nous avons voulu vérifier s'il y avait une différence entre les méthodes utilisées pour déterminer la période des naissances. Pour ce faire, nous avons réalisé le test du signe qui nous permet de comparer les distributions deux à deux (Tableau 4). Avec les intervalles de confiance mentionnés plus haut, on peut remarquer que la date médiane des naissances n'est pas différente d'une méthode à l'autre. Cependant, on dénote que la différence entre la distribution des naissances obtenue à partir du taux de croissance en kg / jour observé (1) et celle obtenue à partir du taux de croissance théorique (2) est significative. Lorsque les distributions des naissances obtenues à partir des deux taux de croissance observés (1 vs 3) sont comparées, on observe qu'il n'y a pas de différence. Finalement, lorsque la distribution des naissances obtenue à partir du taux de croissance en cm / jour (3) est comparée à celle obtenue à partir du taux de croissance en kg / jour théorique (2), on voit que la différence se trouve au seuil de signification.

Tableau 4. Résultats du test du signe sur les distributions obtenues aux figures 3, 4 et 5.

Comparaison	P
1 vs 2	0,0001
1 vs 3	0,2026
2 vs 3	0,0489

Les estimations d'abondance obtenues par le modèle de Zippin (1956) ont été de 45 ± 15 chiots pour la région de Bic et de 22 ± 5 chiots pour celle de Métis. Dans les deux cas, la valeur du chi-deux fut non-significative. Par ailleurs, les estimations par le modèle de Peterson (Caughley 1977) ont été de 41 ± 7 chiots pour la région de Bic et de 22 ± 3 chiots pour la région de Métis. Ainsi, la population totale de chiots aux alentours de Rimouski serait située autour de 66 individus.

DISCUSSION

Nous avons établi qu'il n'y avait pas de différence significative à utiliser l'une ou l'autre des techniques pour le calcul de la date médiane des naissances. Il semble bien évident que la mesure de la longueur est, pour un individu donné, beaucoup moins précise que celle de la masse. En effet, lors de la mesure de la longueur, le chiot bouge très vigoureusement et peut nécessairement s'étirer et se contracter à volonté. Il est arrivé à quelques reprises, lors des recaptures, que le chiot mesure moins que la première fois. Lorsque l'on compare les deux distributions des naissances obtenues à partir des taux de croissance observés (1 vs 3), on remarque que la différence n'est pas significative. Ce résultat n'est pas surprenant, car le taux de croissance en kg / jour est nécessairement en relation avec le taux de croissance en cm / jour. D'autre part, lorsqu'on compare la distribution des naissances obtenue à partir du taux de croissance théorique à l'une des deux autres, on obtient une différence significative. En comparant avec la distribution obtenue à partir du taux de croissance en kg / jour observé, la différence est significative. Cette différence est probablement due au fait que le taux de croissance observé est plus faible que le taux de croissance théorique. Ainsi, lorsqu'on calcule la différence entre les deux dates de naissance estimées pour chaque chiot, le résultat est toujours dans le même sens. Lorsqu'on utilise le taux de croissance observé la date de naissance de chaque chiot est en moyenne 0,5 jour (écart-type= 0,99) plus tôt.

Comme on peut l'imaginer, le taux de croissance moyen utilisé est une valeur importante qui peut faire varier considérablement l'estimation de la date de naissance. Ainsi, il faut être prudent lors du choix de la valeur théorique, car on observe qu'il y a beaucoup d'écart entre les différentes études. En effet, Bowen *et al.* (1992) ont calculé un taux de croissance de 0,8 kg / jour tandis que Boulva et McLaren (1979) ont déterminé que celui-ci était de 0,606 kg / jour. Le taux de croissance de Boulva et McLaren (1979) avait été obtenu grâce à un échantillonnage sur des chiots d'âge différent, ce qui donne habituellement un plus grand écart-type tandis que celui de Bowen *et al.* (1992) a été calculé en suivant un certain nombre de chiots durant toute la période de l'allaitement, ce qui lui donne un très faible écart-type. De plus, ce dernier taux de croissance a été calculé à partir de chiots de grosses femelles, ce qui explique en partie ce taux de croissance élevé. À première vue, le taux de croissance calculé par Bowen *et al.* (1992) semble plus sûr dû au faible écart-type obtenu, mais nous avons préféré utiliser celui de Boulva et McLaren (1979), car les grosses femelles échantillonnées par Bowen *et al.* (1992) ont

probablement une plus grande capacité à transférer l'énergie à leur chiot. Ainsi, le taux de croissance n'est probablement pas représentatif de toute une population. De plus, la valeur de notre taux de croissance est très près de celle de Boulva et McLaren (1979), ce qui nous fait croire encore davantage que ce taux de croissance est plus approprié. Cependant, le calcul des taux de croissance à chaque saison restera toujours plus sûr malgré les captures multiples, car ceux-ci changent à chaque année en fonction de plusieurs facteurs tels que la nourriture disponible durant la gestation, le rang social et l'âge de la mère (Bowen *et al.* 1994) et du type d'échantillonnage utilisé.

Si nous supposons que la croissance est réellement sigmoïde, alors la différence entre notre taux de croissance et celui tiré de la littérature peut être due à un trop grand échantillonnage au début ou vers la fin de la courbe. Toutefois, la différence entre les résultats de Bowen *et al.* (1992) et les nôtres peut tout simplement être due au type d'échantillonnage utilisé, mais elle peut démontrer une réelle différence entre les deux populations. En effet, il ne serait pas surprenant qu'il existe une différence, car les chiots de l'Île de Sable sont la plupart du temps couchés sur la plage et ne sont pas très actifs tandis que ceux de l'estuaire sont beaucoup plus souvent dans l'eau, ce qui demande une plus grande dépense énergétique. Comme nous l'avons mentionné plus haut, il est possible que les grosses femelles échantillonnées par Bowen *et al.* (1992) soient plus efficaces dans le transfert d'énergie à leur chiot. De plus, on peut supposer que le haut niveau de contamination des phoques de l'estuaire (Bernt *et al.* 1999) peut induire une diminution du niveau de santé des chiots, donc un ralentissement de la croissance.

Il serait intéressant de déterminer si la masse moyenne à la naissance des chiots de l'estuaire est différente de celle des chiots de l'Île de Sable, mais il sera probablement très difficile de le faire étant donné la biologie très différente des Phoques communs de ces deux régions. En effet, les femelles sont facilement observables sur cette île, car elles sont échouées sur les plages et, ainsi, il est plus facile de détecter les femelles qui accouchent. À l'inverse, les femelles de l'estuaire sont éparpillées sur tout le territoire, soit dans l'eau ou échouées sur un récif, et lorsque nous nous approchons pour les observer, elles s'éloignent rapidement.

Nous avons également déterminé qu'il n'y a pas de différence de croissance entre les mâles et les femelles, mais nous devons être prudents avec ce résultat étant donné la petite taille de nos échantillons. Cependant, notre conclusion est supportée par le fait qu'aucune étude ne semble démontrer qu'il existe une différence importante entre les sexes (Muelbert et Bowen 1993). Cette même observation a été remarquée chez le Phoque gris (Coulson 1981) et le Phoque à capuchon (Kovacs et Lavigne 1992). Boulva et McLaren (1979) avaient observé une différence de 0,04 kg dans la masse moyenne à la naissance et de 0,041 kg / jour pour les taux de croissance, ce qui n'était pas significatif. Cependant, Bowen *et al.* (1994) ont observé une différence significative entre les sexes pour la masse moyenne à la naissance des Phoques communs de l'Île de Sable, mais ils n'indiquent pas si cette différence s'est maintenue au cours de la croissance. La proportion de chiots observés avec du lanugo (12 %) ne semble pas différente de la proportion normalement rencontrée (Boulva et McLaren 1979; Bowen *et al.* 1994), ce qui

nous pousse à croire que la plupart de nos premières captures se sont faites rapidement après la naissance.

Il est important de mentionner que la technique de marquage par étiquette renversée de la région de Métis, s'est avérée plus efficace pour l'identification à distance que la technique utilisée dans la région de Bic, où il nous était très difficile d'identifier les formes et, après quelques semaines, les couleurs.

Les estimations de population obtenues avec le modèle Zippin (1956) ne doivent pas être considérés comme étant très fiables, car deux des conditions d'applications n'ont pas été respectées. En effet, seulement une partie des chiots est née pendant les premières journées de captures. Ainsi, à cause des naissances à venir, la population n'est pas fermée comme le demande le modèle. De plus, il faut que les chiots aient tous la même chance d'être capturés durant une unité d'effort et, également, entre celles-ci. Il est bien évident que les chiots qui ne sont pas encore nés n'ont pas la même chance d'être capturés que les autres. Le non-respect de ces conditions devrait entraîner une différence significative lors du test de chi-deux de Zippin (1956), cependant ce n'est pas le cas. On peut alors mettre en doute, tout comme Roff (1973), la sensibilité de ce test. De plus, lorsque la probabilité qu'un animal soit capturé durant une unité d'effort (p) est trop basse et que le nombre d'occasions de capture aussi, les résultats ne sont habituellement pas fiables, ce qui semble être le cas ici (Hammill et Smith 1990). Il semble également que le non-respect des conditions produit une augmentation importante de la variance. Lorsque nous utilisons le modèle de Zippin, nous devrions, pour nous permettre d'avoir une population fermée, retarder le début de la période de captures. Le modèle de marquage-recapture de Peterson demande respect des mêmes conditions, mais nous avons retardé la période de recaptures pour qu'il y ait un minimum d'ajouts entre les deux périodes d'échantillonnages, ce qui nous permettait d'avoir une population fermée. Les résultats des deux modèles utilisés donnent des résultats relativement semblables, ce qui nous pousse à croire que les estimations de la production de chiots à Bic et à Métis sont réalistes. Cependant, vu que les deux modèles demandent le respect des mêmes conditions, il est possible que les résultats soient tous les deux faussés. Les chiffres sont cependant réalistes, car il est plutôt improbable que nous ayons manqué un nombre significatif de naissances puisque les sorties en mer ont commencé avant le début des naissances et ont pris fin quelques semaines après la fin des naissances. De plus, nous n'avons pas observé un grand nombre de chiots non-marqués, ce qui nous pousse à croire que la description de la saison des naissances est conforme à la réalité. Pour confirmer les chiffres obtenus grâce aux deux méthodes précédentes, nous tenterons, dans la prochaine année, de voir s'il est possible d'utiliser un modèle applicable aux populations ouvertes, la méthode de Jolly-Seber (Seber 1982).

La forte variance obtenue par le modèle de Zippin (1956) pour les deux régions d'étude est probablement due au petit nombre de captures durant chaque unité d'effort. De plus, nous savons que ce modèle demande une diminution du nombre de captures lorsque k augmente, ce qui, encore une fois, n'était pas tout à fait notre cas. Ainsi, il semble que le modèle de Peterson (Caughley 1977) soit, malgré la violation de certaines conditions, un

meilleur estimateur de la population totale de chiots. L'expérience acquise lors de l'application de ces modèles à nos données nous permet d'avoir une première estimation de l'effectif de la population, mais surtout, elle nous permet de connaître les modifications à apporter au plan d'échantillonnage pour l'application future de l'un ou l'autre de ces modèles.

À l'aide d'un taux de survie et d'un taux de reproduction pour chaque strate d'âge, on peut déterminer que dans une population stable, il y a environ 18 % d'animaux âgés de 0 à 1 an (M.O. Hammill observation personnelle). Drescher (1980) a déterminé pour sa part qu'il y en avait 25 %. Il est fort possible que les taux de survie et de reproduction utilisés dans le modèle ne soient pas conformes à la réalité, mais il est également possible que la population étudiée par Drescher (1980) ait été en expansion durant son étude. Ainsi, le nombre total de Phoques communs dans la région de Bic devrait se situer entre 164 et 228 individus et celui de Métis entre 88 et 122 individus. À la lumière de nos résultats, nous pouvons affirmer que l'effectif la colonie de Phoques communs de la région de Bic et de Métis est plus élevée que les estimations de 72 à Bic et de 47 à Métis obtenues par Lesage *et al.* (1995). Ces dernières estimations faites par relevés aériens sous-estimaient probablement la population, car aucune correction pour les animaux non-échoués lors du relevé n'avait été appliquée.

Nous avons finalement prouvé qu'il existe un décalage des naissances pour au moins deux des colonies de Phoques communs de l'estuaire par rapport à la colonie de Phoque commun de Île de Sable. Il semble que le gradient soit quelque peu plus faible que ce que suggèrent Temte *et al.* (1991). En effet, le gradient serait d'environ 0,67 jour / degré de latitude. Cependant, nos données, qui sont basées sur une seule année d'étude, ne nous permettent pas d'en être bien sûr. De plus, il est fort possible que la masse moyenne à la naissance utilisée dans nos calculs soit différente de la réalité. Ainsi, nous avons refait nos calculs avec une masse moyenne différente de 10 % pour voir l'erreur qui en résulterait. Nous avons utilisé 10 %, car c'est le maximum de différence qui a été observée d'une année à l'autre (Bowen *et al.* 1994). Nous avons alors obtenu une différence allant de 1 à 2 jours sur la date médiane des naissances. On peut alors affirmer que l'erreur potentiellement introduite par l'utilisation d'une masse moyenne à la naissance théorique est minime. Il est évidemment possible que les températures plus clémentes qui ont accompagné l'effet El Niño de l'hiver 97-98 aient pu entraîner un léger déplacement de la période des naissances. En effet, si les conditions sont moins rigoureuses, la femelle peut probablement consacrer plus de temps à la nutrition, ce qui pourrait permettre une meilleure croissance utérine du chiot. Encore une fois, seule une étude à long terme pourrait nous le dire.

Temte *et al.* (1991) ont calculé un gradient de 4,14 jours / degré de latitude pour une des populations de l'Est du Pacifique, ce qui est beaucoup plus élevé que ce que nous obtenons. Ainsi, l'effet de la latitude est moins important chez les Phoques communs de l'Est du Canada, *Phoca vitulina concolor*. Cela est probablement dû à des conditions climatiques et environnementales plus favorables. Rien ne permet, à cette étape, de définir quels sont les facteurs précis, mais on peut supposer que l'abondance de la

nourriture contribue probablement à amoindrir les effets de la latitude, cependant aucune donnée ne nous permet de voir si ce facteur est significativement différent d'une région à l'autre. Ils ont également calculé un gradient pour la population de l'Ouest de l'Atlantique, celui-ci était de 1,72 jours / degré de latitude lorsque les populations du Groenland sont exclues. Si nous utilisons ce dernier gradient pour estimer la date moyenne des naissances des Phoques communs de l'Île de Sable et ceux de l'estuaire, nous obtenons, dans les deux cas, un retard de la date moyenne des naissances d'environ 13 jours. Cependant il est intéressant de voir que le décalage entre les deux régions reste sensiblement le même. Ainsi, il semble que la valeur de a dans l'équation de la régression de Temte *et al.* (1991) soit quelque peu faussée. D'un autre côté, si nous utilisons le gradient observé sur les phoques de l'Est du Pacifique, nous obtenons un retard d'environ 2 jours pour la région de l'Île de Sable et de 18 jours pour celle de l'estuaire. Ainsi, l'erreur se trouve alors sur le gradient. L'énorme écart engendré nous permet de croire, avec plus de certitude, que la population de l'Est du Pacifique et celle de l'Ouest de l'Atlantique ne réagissent pas tout à fait de la même façon aux pressions environnementales.

En conclusion, nous pouvons dire que cette étude nous a permis d'améliorer nos connaissances sur une des agrégations de Phoques communs, pour laquelle nous n'avons malheureusement pas beaucoup de données. Il serait alors important de faire un suivi sur des colonies de l'estuaire pour voir s'il y a une variabilité interannuelle du taux de croissance et pour nous permettre de renforcer nos conclusions. Les données préliminaires nous démontrent que les relevés aériens sous-estiment les populations. Ainsi, d'autres études devront être faites pour nous permettre d'explorer la possibilité d'appliquer le modèle de marquage-recapture de Jolly-Seber (Seber 1982). Il serait également important de connaître le pourcentage de la population occupé par les chiots pour éventuellement bâtir une dynamique de population réaliste qui permettrait de développer des facteurs de correction robustes afin de corriger les relevés aériens pour les animaux qui ne sont pas échoués lors de celui-ci.

Remerciements

Nous désirons remercier tous ceux qui ont aidé à l'élaboration de ce manuscrit et, tout particulièrement, Denis Chabot et Luci Bossé qui ont lu et commenté celui-ci. Nous devons également mentionner le support financier de l'Institut Maurice-Lamontagne pour avoir assumé les frais de nos nombreux bris. Nous voulons souligner l'effort de J.-F. Gosselin et P. Carter qui nous ont accompagnés sans broncher durant les longues sorties en mer et qui se sont toujours montrés très disponibles. Nous devons terminer en remerciant A. Nadeau et H. Bourdages pour nous avoir aidés avec les statistiques et pour nous avoir aidés plus d'une fois à comprendre le logiciel SAS.

RÉFÉRENCES

Baker, S.R. 1993. Le transfert de poids durant l'allaitement, chez une population de phoques gris (*Halichoerus grypus*) se reproduisant sur les glaces, en Nouvelle-Écosse. Canada. Thèse de M. Sc. Université Laval. 119 p.

Banfield, A. W. F. 1977. Les mammifères du Canada. Les presses de l'Université Laval et University of Toronto Press. Québec, p.345-348.

Bernt, K., M. O. Hammill, M. Lebeuf et K.M. Kovacs. 1999. PCBs and organochlorine pesticides found in harbour and grey seals from the St Lawrence Estuary. Québec. Canada. Sci. Total Environ. 243-244: 243-262.

Bigg, M. A. 1969. The harbour seal in British Columbia. Bull. Fish. Res. Board Can. 172: 33 p.

Bigg, M. A. et H. D. Fisher 1975. Effect of photoeriod on annual reproduction in female harbour seals. Rapp. P.-v. Réun. Cons. perm. Int. Explor. Mer. 169: 141-144.

Bishop, R.H. 1968. Reproduction, age determination, and behavior of the harbor seal, *Phoca vitulina* L., in Gulf of Alaska. Thèse de M. Sc. University of Alaska College, Fairbanks. 121 p.

Boulva, J. 1975. Temporal variations in birth period and characteristics of newborn harbour seals. Rapp. P.-v. Réun. Cons. perm. Int. Explor. Mer. 169: 405-408.

Boulva, J. et I. A. McLaren 1979. Biology of the harbor seal, *Phoca vitulina*, in eastern Canada. Bull. Fish. Res. Board Can. No. 200: 24 p.

Bowen, W. D., O. T. Oftedal et D. J. Boness. 1985. Birth to weaning in 4 days : remarkable growth in hooded seal, *Cystophora cristata*. Can. J. Zool. 63 : 2841-2846.

Bowen, W. D., O. T. Oftedal et D. J. Boness. 1992. Mass and energy transfer during lactation in a small phocid, the harbor seal (*Phoca vitulina*). Physiol. Zool. 65(4): 844-866.

Bowen, W. D., O. T. Oftedal, D. J. Boness et S. J. Iverson. 1994. The effect of maternal age and other factors on birth mass in the harbour seal. Can. J. Zool. 72: 8-14.

Boyce, M. S. 1979. Seasonality and pattern of natural selection for life histories. Am. Nat. 114: 560-583.

Bronson, F. H. 1985. Mammalian reproduction: an ecological perspective. Bio. Reprod. 32: 1-26.

Brouwer, A., P. J. H. Reijnders et J. H. Koeman. 1989. Polychlorinated biphenyl (PCB)-contaminated fish induces vitamin A and thyroid hormone deficiency in the common seal (*Phoca vitulina*). Aquat. Toxicol. 15: 99-106.

Burton, R. W., S. S. Anderson et C. F. Summer 1975. Perinatal activities in Grey seal (*Halichoerus grypus).* J. Zool. Lond. 177: 197-201.

Caughley, G. 1977. Analysis of vertebrate populations. John Wiley and sons Ltd. New York. 234 p.

Chapman, D. G. 1951. Some properties of the hypergeometric distribution with applications to zoological censuses. Univ. Calif. Publ. Stat. 1: 131-160.

Coulson, J. C. 1981. A study of factors influencing the timing of breeding in the Grey seal *Halichoerus grypus*. J. Zool. Lond. 194: 553-571.

Davies, J. L. 1957. The geography of the Grey seal. J. Mammal. 38: 297.

Drescher, E. H. 1980. Biology, ecology and conservation of harbour seals in the tidelands of Schleswig-Holstein. Can. Trans. Fish. Aquat. Sci. no 4635, 92 p.

Hammill, M. O. et T. G. Smith. 1990. Application of removal sampling to estimate the density of ringed seals (*Phoca hispida*) in Barrow Strait. Northwest Territories. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 47(2): 244-250.

Hammill, M. O., G. B. Stenson, R. A. Myers et W.T. Stobo. 1998. Population trends of the grey seal (*Halichoerus grypus*) in the Gulf of St Lawrence. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 55: 423-430.

Kingsley, M. C. S. 1998. Population index estimates for the St. Lawrence Belugas, 1973-1995. Mar. Mamm. Sci. 14 : 508-530.

Kovacs, K. M. et D. M. Lavigne. 1992. Mass-transfer efficiency between hooded seal (*Cystophora cristata*) mothers and their pups in the Gulf of St-Lawrence. Can. J. Zool. 70: 1315-1320.

Lesage, V., M. O. Hammill et K. M. Kovacs. 1995. Harbour seal (*Phoca vitulina*) and grey seal (*Halichoerus grypus*) abundance in the St Lawrence Estuary. Can. Man. Rep. Fish. Aquat. Sci. 2307 : iii + 19 p.

Muelbert, M. M. C. et W. D. Bowen 1993. Duration of lactation and postweaning changes in mass and body composition of harbour seal, *Phoca vitulina*, pups. Can. J. Zool. 71: 1405-1414.

Otis, D. L., K. P. Burnham, G. C. White et D. R. Anderson. 1978. Statistical inference from capture data on closed animal population. Wildl. Monogr. no 62 135 p.

Pevet, P. 1987. Environmental control of the annual reproductive cycle in mammals. Role of pineal gland. p. 82-100. *In* : Pevet, P. (Ed) Comparative physiology of environmental adaptation. 3. Adaptation to climatic changes. Basel: Karger.

Reeves, R. R. et E. Mitchell. 1984. Historique des prises et population initiale des bélugas (*Delphinapterus leucas*) dans l'estuaire et le Golfe du St-Laurent est du Canada. Naturaliste canadien 3: 63-121.

Reijnders P. J. H. 1986. Reproductive failure in common seal feeding on fish from polluted coastal water. Nature 324: 456-457.

Renouf, D. 1984. The vocalization of the harbour seal pup (*Phoca vitulina*) and its role in the maintenance of contact with the mother. J. Zool. Lond. 202: 583-590.

Renouf, D. et E. A. Perry. 1988. Further studies of the role of harbour seal (*Phoca vitulina*) pup vocalization in preventing separation of mother-pup pairs. Can. J. Zool. 66: 934-938.

Roff, D. 1973. An examination of some statistical tests used in the analysis of mark-recapture data. Oecologia 12: 35-54.

Sadleir, R. M. F. S. 1969. The ecology of reproduction in wild and domestic mammals. Methuen and Co. Ltd. London. 321 p.

Seber, G. A. F. 1982. The estimation of animal abundance. 2^{ième} édition. Charles Griffin & Company LTD. London. 654 p.

Stenson, G., R. A. Myers, M. O. Hammill, I-H. Ni, W. G. Warren et M. C. S. Kingsley. 1993. An estimate of 1990 harp seal pup production in the Northwest Altantic. Can. J. Fish. Aquat. Sci. 50: 2429-2439.

Stobo, W. T. et K. C. T. Zwanenberg. 1990. Grey seal (*Halichoerus grypus*) pup production on Sable Island and estimates of recent production in the Northwest Atlantic. p 171-184. *In* : W. D. Bowen (ed.) Population biology of sealworm (*Pseudoterranova decipiens*) in relation to its intermediate and seal hosts. Can. Bull. Fish. Aquat. Sci. 222: 306 p.

Temte, J. L. 1986. Photoperiod and the timing of pupping in the Pacific harbor seal (*Phoca vitulina richardsi*). Ms thesis. Oregon State University. Corvallis. Oregon. 147 p.

Temte, J. L., M. A. Bigg et Ø. Wiing. 1991. Clines revisited: The timing of pupping in the harbour seal (*Phoca vitulina*). J. Zool. Lond. 224: 617-632.

Temte, J. L. et Temte, J. 1993. Photoperiod defines the phenology of birth in captive California sea lions. Mar. Mamm. Sci. 9(3): 301-308.

Temte, J. L. 1994. Photoperiod control of birth timing in the harbour seal (*Phoca vitulina*). J. Zool. Lond. 233: 369-384.

Therriault, J.-C. 1990. The Gulf of St-Lawrence : small ocean or big estuary? Can. Spec. Publ. Fish. Aquat. Sci. 113: 1-359.

Westgate, A. J., D. C. G. Muir, D. E. Gaskin et M. C. S. Kingsley. 1997. Concentration and accumulation pattern of organochlorine contaminants in the blubber of harbour porpoises, *Phocoena phocoena*, from the coast of Newfoundland, the Gulf of St-Lawrence and the bay of Fundy/Gulf of Maine. Environ. Pollut. 95: 105-119.

Zippin, C. 1956. An evaluation of the removal method of estimating animal population. Biometrics 12: 163-169.

Zippin, C. 1958. The removal method of population estimation. J. Wildl. Manage. 22: 82-90.